

# VU Research Portal

**De functionele vorm van de geldvraagvergelijking in Nederland 1952:II 1971:IV,**  
den Butter, F.A.G.; Kuné, Jan B

***published in***

Tijdschrift voor Economie en Management  
1976

***document version***

Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link to publication in VU Research Portal](#)

***citation for published version (APA)***

den Butter, F. A. G., & Kuné, J. B. (1976). De functionele vorm van de geldvraagvergelijking in Nederland 1952:II 1971:IV, *Tijdschrift voor Economie en Management*, 21, 169-177.

**General rights**

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

**Take down policy**

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

**E-mail address:**

[vuresearchportal.ub@vu.nl](mailto:vuresearchportal.ub@vu.nl)

## De functionele vorm van de geldvraagvergelijking in Nederland, 1952 II - 1971 IV

### A. INLEIDING

In de meeste geldvraagstudies wordt geen expliciete aandacht aan de functionele vorm van de te schatten vergelijking besteed. De loglineaire specificatie is de meest gebruikelijke; een enkele maal hanteert men ook de gewone lineaire specificatie. Er zijn echter geen economische motieven om a priori één van beide specificaties te kiezen.

In dit artikel richten wij de aandacht op de functionele vorm van de vraag naar liquiditeiten in Nederland. Hierbij wordt uitgegaan van de studie van Fase en Kuné [3], die aan de hand van kwartaalcijfers een loglineaire geldvraagrelatie hebben geschat. Met behulp van de Box-Cox [2] transformatie beschouwen we een klasse van specificaties, waarvan zowel de loglineaire als de lineaire specificatie deel uitmaken. Deze gevolgde werkwijze is eerder door Zarembka [5] toegepast op de geldvraagvergelijking in de Verenigde Staten.

Eerst presenteren we de specificatie en schattingsresultaten voor de nominale geldvraag. Deze resultaten zijn evenwel economisch weinig plausibel. Daarom wordt vervolgens de reële geldvraag onderzocht. Tenslotte volgen enige conclusies.

### B. DE NOMINALE GELDVRAAG

We beschouwen de volgende specificatie van de geldvraagver-

\* Beide auteurs zijn medewerkers van de sectie wetenschappelijk onderzoek en econometrie van De Nederlandsche Bank N.V.

gelijking, welke een vereenvoudiging is van de door Fase & Kuné [3] meest bevredigend geachte vraagfunctie.

$$\ln m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln p_t + \alpha_3 \ln r_t + \alpha_4 \ln c_t + \alpha_5 \ln m_{t-1} \quad (1)$$

Hierbij wordt de door het publiek gevraagde hoeveelheid liquiditeiten ( $m_t$ ) bepaald door het reële inkomen ( $y_t$ ), het prijspeil ( $p_t$ ), de rente ( $r_t$ ), een conjunctuurindicator ( $c_t$ ) en de geldvraag in de vorige periode ( $m_{t-1}$ ). Deze laatste variabele is in de vergelijking opgenomen vanwege de veronderstelling van een gedeeltelijke aanpassing van de feitelijke kassen aan de gewenste kassen.

In onze studie hanteren we dezelfde waarnemingen en dezelfde referentieperiode (1952 II - 1971 IV) als Fase en Kuné. Het gebruikte geldbegrip betreft de totale liquiditeitsmassa. Voor het reële inkomen zijn, in prijzen van 1963, de bruto nationale bestedingen genomen. De rentcijfers zijn gemiddelden van rendementen op een achttiental langlopende staatsleningen terwijl als conjunctuurvariabele het gemiddelde van de mannelijke arbeidsreserve in procenten van de afhankelijke mannelijke beroepsbevolking is gekozen. Met uitzondering van de rente zijn alle variabelen voor seizoen gecorrigeerd.

De functionele vorm van de geldvraagvergelijking onderzoeken we met behulp van de volgende, aan Box en Cox [2] ontleende, machttansformatie.

$$x^{(\lambda)} = \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2)$$

Voor  $\lambda = 1$  is  $x^{(\lambda)}$  een lineaire transformatie van  $x$  terwijl voor  $\lambda \rightarrow 0$  de loglineaire transformatie verkregen wordt.

Met deze transformatie kan geldvraagvergelijking (1) als volgt veralgemeniseerd worden.

$$m_t^{(\lambda)} = \alpha_0 + \alpha_1 y_t^{(\lambda)} + \alpha_2 p_t^{(\lambda)} + \alpha_3 r_t^{(\lambda)} + \alpha_4 c_t^{(\lambda)} + \alpha_5 m_{t-1}^{(\lambda)} \quad (3)$$

Voor  $\lambda = 0$  verkrijgen we de loglineaire specificatie (1). Indien

$\lambda = 1$  stelt (3) een lineaire specificatie van de geldvraagvergelijking voor.

Om de waarden van  $\lambda$  en de overige coëfficiënten in (3) te bepalen zijn twee verschillende schattingsmethoden gehanteerd. Ten eerste zijn de meest aannemelijke (MA-)schattingen berekend door volgens de gebruikelijke procedure (zie Box en Cox [2], Zarembka [5, 6]) voor verschillende  $\lambda$ 's met behulp van gewone lineaire regressie het maximum van de logaritme van de aannemelijkheidsfunctie te vinden en vervolgens die  $\lambda$  te kiezen waarvoor het maximum maximum bereikt wordt. In de tweede plaats hebben we de kleinste kwadraten (KK-)schattingen bepaald.<sup>1</sup> Dit zijn de waarden van de coëfficiënten waarbij de kwadraten van de residuen, d.w.z. het verschil tussen de werkelijke geldvraag en de met behulp van (3) berekende geldvraag minimaal is. Hiertoe is een algoritme voor niet-lineaire regressie gebruikt dat zowel de Gauss-Newton methode als ook de negatieve gradientmethode aanwendt om het minimum te vinden (zie Barreau en Dalton [1]). Bij deze specificatie met de machttansformatie bleek dit algoritme echter zeer moeizaam tot een oplossing te komen en wel alleen nadat zeer geschikte (d.m.v. gewone lineaire regressie gevonden) beginwaarden zijn meegegeven.

De voor vergelijking (3) verkregen schattingsresultaten staan in Tabel 1.

TABEL 1  
Schattingresultaten van vergelijking (3) \*

Coëfficiënt	MA-schattingen	KK-schattingen
$\lambda$	0.620	0.801 (0.026)
$\alpha_0$	-0.127 (0.051)	-0.112 (0.045)
$\alpha_1$	0.061 (0.019)	0.051 (0.018)
$\alpha_2$	0.009 (0.015)	0.004 (0.011)
$\alpha_3$	-0.018 (0.008)	-0.014 (0.007)
$\alpha_4$	0.019 (0.003)	0.018 (0.003)
$\alpha_5$	0.961 (0.022)	0.971 (0.081)

\* Tussen haakjes staan standaardfouten.

1. Beide schattingsmethoden zijn invariant voor de eenheden, waarin de variabelen zijn uitgedrukt omdat in de vergelijking een constante term ( $\alpha_0$ ) is opgenomen. Voor de MA-schatters zie Schlesselman [4]; voor de KK-schatters is het gemakkelijk te bewijzen.

Bij de MA-schattingen is het praktisch onmogelijk een standaardafwijking voor  $\lambda$  te berekenen daar de informatiematrix te ingewikkeld is (zie Zarembka [6], pag. 86, voetnoot 4). Het is echter wel mogelijk met de likelihood ratio-toets een betrouwbaarheidsinterval te bepalen. Voor vergelijking (3) geldt dat, uitgaande van de MA-schattingen,  $\lambda$  met een kans van 95 % tussen 0,34 en 0,90 ligt.

Zoals bekend zijn in een loglineaire specificatie de elasticiteiten van de variabelen, i.c. inkomen, prijs, rente en conjunctuur constant. Voor een andere specificatie, d.w.z. als  $\lambda \neq 0$ , zijn de elasticiteiten echter afhankelijk van de waarden van de desbetreffende variabelen en verschillen dus op ieder tijdstip. Zo geldt b.v. voor de korte termijn inkomenselasticiteit van de geldvraag

$$E_{(m, y)} = \alpha_1 \left( \frac{y_i}{m_i} \right)^\lambda \quad (4)$$

Voor de lange termijnelasticiteit van het inkomen met betrekking tot de geldvraag geldt

$$E_{(\bar{m}, y)} = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_3} \left( \frac{y_i}{\bar{m}_i} \right)^\lambda \quad (5)$$

De overige lange termijnelasticiteiten worden analoog berekend. In (5) vullen we niet de werkelijke waarde van de geldvraag ( $m_i$ ) in — zoals in (4) — maar de evenwichtswaarde ( $\bar{m}_i$ ), die bereikt wordt wanneer het aanpassingsproces geheel is uitgewerkt.

In deze studie berekenen we de lange termijnelasticiteiten steeds voor twee referentiepunten nl. de middelste waarneming (1962 I) en de laatste waarneming (1971 IV). Volgens de MA-schattingen geldt voor de evenwichtswaarde  $\bar{m}_{(1962 \text{ I})} = 22,95$  mrd gld en  $\bar{m}_{(1971 \text{ IV})} = 75,67$  mrd gld, terwijl met de KK-schattingen berekend is dat  $\bar{m}_{(1962 \text{ I})} = 25,73$  mrd gld en  $\bar{m}_{(1971 \text{ IV})} = 85,38$  mrd gld. Deze uitkomsten geven reeds een belangrijke indicatie dat de gevonden waarden van de coëfficiënten van de nominale geldvraagrelatie weinig plausibel zijn daar de werkelijke  $m_{(1962 \text{ I})} = 17,36$  mrd gld en  $m_{(1971 \text{ IV})} = 43,59$  mrd gld. Het is zeer opmerkelijk en weinig geloofwaardig dat de evenwichtswaarden en de gerealiseerde waarden van de geldvraag zoveel van elkaar verschillen.

De lange termijnelasticiteiten van inkomen en prijs staan in Tabel 2.

TABEL 2

De lange termijnelasticiteiten voor vergelijking (3)

	MA-schattingen		KK-schattingen	
	1962: I	1971: IV	1962: I	1971: IV
$E_{(\bar{m}, y)}$	2,49	1,65	2,93	1,71
$E_{(\bar{m}, p)}$	0,55	0,37	0,39	0,23

Ook deze uitkomsten zijn niet erg aannemelijk: op economische gronden verwacht men dat de prijselasticiteit niet veel van één zal verschillen. De inkomenselasticiteit is nogal aan de hoge kant en wordt zelden aangetroffen in de literatuur.

Beide elasticiteiten zijn belangrijk lager in 1971 IV dan in 1962 I. Dit weinig plausibele resultaat is een gevolg van een belangrijk theoretisch bezwaar dat aan de nominale geldvraagvergelijking (3) verbonden is indien de functionele vorm van de loglineaire verschild. In dat geval is nl. de inkomenselasticiteit van de prijselasticiteit negatief, hetgeen betekent dat bij een stijgend reëel inkomen de prijselasticiteit daalt. Dit is onrealistisch en leidt in de beschouwde referentieperiode tot onbevredigende uitkomsten, aangezien in deze periode het reële inkomen bijna voortdurend gestegen is. Omgekeerd is ook de prijselasticiteit van de inkomenselasticiteit negatief, hetgeen dus zeggen wil dat bij stijgende prijzen de inkomenselasticiteit daalt. Dit is om dezelfde reden weinig geloofwaardig.

## C. DE REELE GELDVRAAG

Vanwege de hiervoor genoemde bezwaren achten we de nominale geldvraagrelatie (3) een minder geschikte specificatie. Daarom richten we nu de aandacht op een specificatie waarin de prijselasticiteit a priori op één is gesteld en waar voor iedere functionele vorm de inkomenselasticiteit onafhankelijk is van het prijsniveau.



In deze vergelijking is de reële vraag naar liquiditeiten ( $m_t^R = m_t/p_t$ ) de te verklaren variabele:

$$m_t^R = \beta_0 + \beta_1 y_t^{(A)} + \beta_2 r_t^{(A)} + \beta_3 c_t^{(A)} + \beta_4 m_{t-1}^R \quad (6)$$

De verklarende variabelen  $y_t$ ,  $r_t$  en  $c_t$  hebben dezelfde betekenis als voorheen. De schattingresultaten en lange termijnelasticiteiten voor deze vergelijking staan resp. in Tabel 3 en Tabel 4.

TABEL 3  
Schattingresultaten voor vergelijking (6) \*

Coefficient	MA-schattingen	KK-schattingen
$\lambda$	0,810 <sup>2</sup>	0,726 (0,159)
$\beta_0$	-0,048 (0,014)	-0,050 (0,194)
$\beta_1$	0,061 (0,018)	0,066 (0,025)
$\beta_2$	-0,019 (0,011)	-0,021 (0,012)
$\beta_3$	0,021 (0,005)	0,022 (0,010)
$\beta_4$	0,874 (0,046)	0,872 (0,327)

\* Tussen haakjes staan standaardfouten.

TABEL 4  
De lange termijnelasticiteiten voor vergelijking (6)

	MA-schattingen		KK-schattingen	
	1962: I	1971: IV	1962: I	1971: IV
$E$ ( $\bar{m}^R, y$ )	1,06	1,09	1,05	1,08
$E$ ( $\bar{m}^R, r$ )	-0,29	-0,31	-0,29	-0,31
$E$ ( $\bar{m}^R, c$ )	0,11	0,14	0,12	0,15

2. Het 95 % betrouwbaarheidsinterval is hier 0,36 - 1,26.

Voor de KK-schattingen leveren deze resultaten voor vergelijking (6) het volgende op:

$$m_t^R = [0,124 + 0,066 y_t^{0,726} - 0,021 r_t^{0,726} + 0,022 c_t^{0,726} + 0,872 m_{t-1}^R]^{1/0,726} \quad (7)$$

Het is opvallend dat de elasticiteiten voor beide beschouwde referentiepunten nu zo weinig van elkaar verschillen, terwijl er bij de gevonden waarde van  $\lambda$  toch wel enige interactie tussen de verklarenden bestaat. Zo is de rente-elasticiteit van de inkomens-elasticiteit positief, hetgeen betekent dat bij een stijgende rente de inkomenselasticiteit toeneemt.<sup>3</sup> Kwantitatief blijkt dit effect echter van geringe betekenis.

Met betrekking tot de waarden van de coëfficiënten valt er tussen beide schattingsmethoden weinig verschil op te merken. Dit is wel het geval wat betreft de waarde van de standaardafwijking van o.m. de coëfficiënt van de vertraagde geldvraag ( $\beta_4$  in (6) en in iets mindere mate  $\alpha_3$  in (3)). Eigenlijk mag men de bij beide schattingsmethode gevonden standaardafwijkingen dan ook niet met elkaar vergelijken. Voor de MA-schattingen zijn alle uitkomsten conditioneel op een vaste waarde van  $\lambda$  berekend, terwijl bij de niet-lineaire regressie de waarden van de coëfficiënten (waaronder  $\lambda$ ) simultaan verkregen worden. Dit laatste is statistisch eleganter en vormt een belangrijk motief om de KK-schattingen te beschouwen. De gevonden verschillen bij de standaardafwijkingen laten zien dat de nauwkeurigheid van de aanpassingsnelheid — en daarmee van de lange termijnelasticiteiten — sterk overschat wordt wanneer men a priori van een bepaalde functionele vorm uitgaat. Hierbij zij opgemerkt dat het veronderstelde aanpassingsmechanisme varieert met de gevonden waarde van  $\lambda$ .

3. Voor de rente-elasticiteit van de inkomenselasticiteit geldt

$$E_{(\bar{m}^R, y)} = \frac{-\beta_2 \lambda r^\lambda}{(1 - \beta_4) \bar{m}^R}$$

## D. SAMENVATTING EN CONCLUSIES

Het onderzoek naar de functionele vorm van de nominale geldvraagvergelijking, die aan Fase en Kuné [4] ontleend werd, leverde economisch weinig plausible resultaten op. Daarom zijn we overgestapt op een reële geldvraagspecificatie waarbij een vaste prijselasticiteit van één met betrekking tot de nominale geldvraag verondersteld is. De resultaten bij de beschouwde schattingmethoden — de methode van de grootste aannemelijkheid en de kleinste kwadraten methode — verschillen onderling zeer weinig wat betreft de waarden van de coëfficiënten en de elasticiteiten. De inkomenselasticiteit, waarvoor we waarden tussen 1,05 en 1,09 gevonden hebben, is enigszins groter dan de 0,85 welke Fase en Kuné als de meest bevestigende schatting aanmerken. Het verschil is echter geenszins significant. Bovendien wijkt hun specificatie ook op meer punten dan de functionele vorm af van de door ons gekozen specificatie, zodat hun conclusie van een inkomenselasticiteit kleiner dan één niet wordt aangepast. De rente-elasticiteit ligt bij ons in de buurt van —0,30 en voor de elasticiteit m.b.t. de conjunctuurvariabele zijn we tot waarden tussen de 0,11 en 0,15 gekomen. Dit komt globaal overeen met de resultaten van Fase en Kuné.

Ons onderzoek is voornamelijk geïnspireerd door Zarembka [5], die de functionele vorm van de reële geldvraag voor verschillende geldbegrippen en referentieperioden in Amerika heeft onderzocht. Hij vond voornamelijk dicht bij nul liggende waarden voor  $\lambda$ , zodat hij concludeerde dat de loglineaire een meer geschikte specificatie voor deze relatie is dan de lineaire. Onze resultaten wijzen in een andere richting. De voor Nederland over de periode 1952 I - 1971 IV berekende waarde van  $\lambda$  ligt veel dichtter bij één dan bij nul zodat een lineaire geldvraagspecificatie hier meer op zijn plaats is dan een loglineaire. Men mist daarbij natuurlijk wel het voordeel van de loglineaire specificatie dat de elasticiteiten constant zijn.

## Literatuur

- [1] Barileau, R.E. en Dalton, B.J., « *Nonlinear Regression and the Principle of Least Squares* », United States Department of the Interior, Bureau of Mines, Amarillo, Texas, 1967.
- [2] Box, G.E.P. en Cox, D.R., « *An Analysis of Transformations* », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26, (1964), pp. 211-243.
- [3] Fase, M.M.G. en Kuné, J.B., « *De vraag naar liquiditeiten in Nederland, 1952-1971* », *De Economist*, 122, (1974), pp. 326-356.
- [4] Schlesselman, J., « *Power Families: a Note on the Box and Cox Transformation* », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 33, (1971), pp. 307-311.
- [5] Zarembka, P., « *Functional Form in the Demand for Money* », *Journal of the American Statistical Association*, 63, (1968), pp. 502-511.
- [6] Zarembka, P., « *Transformation of Variables in Econometrics* », uit *Frontiers in Econometrics*, ed. P. Zarembka, New York, 1974, pp. 81-104.

## SUMMARY

This paper investigates the functional form of the demand function for nominal and real money balances in the Netherlands. For both functions the linear form seems more appropriate than the loglinear one. However, in the nominal demand for money function our results imply ever decreasing income and price elasticities in the reference period, which is rather implausible. The real demand for money function yields elasticities which conform to the results of most other studies in this field.